DOI: 10.19343/j.cnki.11-1302/c.1999.03.010

中国城镇居民消费行为演变的制度解释与统计检验

孙 凤 易丹辉

ABSTRACT

The purpose of this paper is to present an empirical study. Our findings support the conjecture that regime shifts do play an important role in influencing Chinese urban household consumption behaviour.

中国自建国以来,发生了几次大的制度变动,制度因素是否影响中国居民消费与收入的关系,是否改变居民的消费行为,对其实证研究无疑会为验证各种假说提供丰富多彩的史料与实验室,同时也为我们分析中国居民消费行为的本质特征提供了科学的研究方法。

一、中国城镇居民消费行为演变的阶段划分

我国从 1952—1997年的 45年间,由于制度变动造成城镇居民消费行为发生了几次大的变化,如何界定变化的时间范围,许多学者从研究问题的实际出发做了大致的划分。如,臧旭恒在《中国消费函数分析》① 中分 1978年以前和 1978年以后两个时间段,研究了中国消费者行为与消费函数。张平在《消费行为的统计检验、制度解释和宏观效果分析》② 中分 1978年以前、1978—1988年和 1988年以后三个时间段解释消费者行为的不同类型。他们在研究中主要从经济学原理与经验出发,定性地确定不同历史阶段的差异,然后分段进行细致的数量分析。如果我们再结合使用一种定量的分段方法,是否会进一步加强论据,是否会增强论述的逻辑性呢?

由于我们需要按时间顺序分析制度变化对消费行为的影响,因此本文运用有序样品聚类分析方法,将消费与影响消费行为的主要变量作为判别消费者行为阶段的主要因素,作为一种尝试,力图达到与定性分析优势互补。

本文使用臧旭恒计算到 1992年城镇居民的名义数据,通过对名义数据的平减处理,采用了实际数据。在处理中使用了以 1952年为基期的全国零售物

① 上海三联书店,1994年版。

② 中国社科院经济研究所《居民消费选择与国民经济成长》1988年第 1期。

3. 小结

综合上面分析,公民应当积极参加保险,根据支付能力和公平度选择可以避免重大损失的险种,不要中途退保。对于公平度,普通人不会计算,对内行人来说,算法虽然不难,但有点费事。要是保险公司能将所设险种的公平度及有关指标计算并公布出来,让投保人能象购物那样货比三家,在不同的保险公司或险种之间作出选择,将是投保人的福份。应当少参加主动性的博彩,不参加赌博。应当树立这样的观念,与其去赌博,不如买保险。前者自找可能的大损失,后者避免可能的大损失。

参考文献

[1]复旦大学:《概率论》(第一册),人民教育出版社,1979年版,第 31—32页。

[2]姚新武、尹华:《中国常用人口数据集》,中国人口出版社,1994年版,第 128—129页。

[3]同 [1],第 81—84页。

作者简介:温忠麟,男,38岁。1986年云南大学数理统计专业研究生毕业,获理学硕士学位。现为华南师范大学教科所副教授、实验室主任、教育统计与测量研究室副主任。

(责任编辑:孙继伟)

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

价指数。根据《中国统计年鉴》提供的资料,我们计算了 1992— 1996年城镇居民可支配收入、消费、金融资产和实物资产。

利用 1952— 1995年的实际城镇居民可支配收入 Y,实际城镇居民消费支出 C,金融资产 S和实物资产 Y进行有序样品的聚类,聚类结果如下:

当我们粗略地将 45年划分为两类时,结果为 1952— 1983为一类, 1984— 1996为另一类。这说明, 1984年是一个重要的转折点。事实上从平均消费倾向 APC上看, 1952— 1983年一直在 0.9以上,而 1984年以后开始低于 0.9,两个阶段有明显的变化。

当我们将时间序列分成三类时, 1952— 1978为一类, 1979— 1991为第二类, 1992— 1996年为第三类。 1978年以前的 APC一直在 0.96以上, 1979— 1991年 APC在 0.88上下波动,而 1992年 APC降到 0.8以下。

当我们将时间序列再进行细分类时,如分为 8类, 1952— 1978年为一类, 1979— 1983为一类, 1984— 1987年为一类, 1988和 1989为一类, 1990, 1991, 1992各自为一类, 1993— 1996为一类。

从以上聚类结果可以看出, 1978年以前,消费具有超稳定结构;但改革开放之后,特别是 1984年以后,消费行为变化频繁,这其中,有消费观念,收入阶层及其差距的影响,但最主要的是制度变化。如何认识制度变化对消费者行为的影响,这是我们需要深入研究的问题。为了研究的方便,根据有序聚类的结果,我们将这段历史时期分成三个部分,即 1952— 1978年的传统体制, 1979— 1991的双轨制和 1992年以后的市场经济体制。在分析中,我们通过观察不同阶段城镇居民消费行为特征,选择不同的消费函数,并对不同时期的消费行为进行比较分析,结果证实制度变化是影响居民消费行为的主要因素。

二、计划经济体制下中国城镇居民的消费行为特征的制度解释与统计检验

(一)制度解释

我国 1949年建国后,经过短暂的恢复时期,于 1953年开始在极低的收入水平上推行重工业化道路,但由于资金存量的严重不足,国家通过建立一套“管”和“包”的制度限制居民的消费行为。具体体现在:

1. 禁止生产者自由流动。包括禁止人们自由择业,自由迁徒和自由改变身份。所有这些做法的经济意义在于,只有当人们无法通过职业选择来增加自己的收入时,宏观上收入的控制,特别是长达 20年时间里不提高职工工资的做法才能得以实现,从而为重工业化道路积累资金。

2. 限制消费者选择自由。这主要是通过各类基本消费品实行定量或凭票供应的办法来体现。如果说抑制消费者货币收入的增长还只是通过间接的对消费施加影响,那么定量供给的做法则是直接取消了消费者自由选择的资格。其经济意义在于由于重工业战略是生产带动生产的,从根本上排斥消费,消费只作为重工业过程中一种投入品被严格地节约,使消费完全被隔离在工业化进程之外。

3. 福利性补偿。对人的任何一种约束都不能不付出必要的成本;而且在通常情况下,约束的硬度越高,约束的成本越大。正因为如此,传统体制在限制劳动力流动和消费者自由选择的同时,几乎用大包干的办法向城市居民提供了全面的福利性补偿——从低价补贴到免费供应,从就业保障到病老残疾的保险和补助等等。

因此,传统体制下,制度对居民行为的约束强度是相当强的。在这种体制下,居民作为劳动者与作为消费者,被完全分割。居民消费行为特征:一是居民作为劳动者,获得的收入不是其人力资本的函数,而是外生制度赋予的收入,收入分配平均化弱化了消费者之间的“示范效应”;二是消费品实行配给制,消费支出是外生配给的,居民没有消费选择权;三是居民的收入仅仅够消费,储蓄很低,其他投资权是严格禁止的;四是国家给居民提供了无风险预期,居民的前瞻性压缩到一个月,因为这一个月的消费模式可复制到一生的各个阶段,跨时的资源配置是不必要的,也是不可能的。

因此,从直观上看,在该制度下,我国城镇居民的消费行为符合凯恩斯绝对收入假说。

(二)绝对收入模型解释

凯恩斯绝对收入假说的要点:(1)实际消费与实际收入之间存在稳定的函数关系,即 $C= f(Y)$,式中 C表示消费, Y表示收入;(2)边际消费倾向 $MPC=\frac{\partial c}{\partial y}$,满足 $0< MPC< 1$;(3)平均消费倾向 $APC= C/Y$ 随着收入的上升而下降。

通常人们假设凯恩斯绝对收入假说的消费函数为以下简单形式:

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

$$C = \alpha + \beta Y \quad \alpha > 0, 0 < \beta < 1$$

在凯恩斯的绝对收入假说中,消费者被称之为“原始的”(Primitive)消费者。消费主要取决于现期的收入水平。就外部环境而言:预算约束是一期的或即时的,跨时的预算约束不予考虑,不确定性以及与此相关的风险极小,也不要求消费者有预期心理。同时,是否存在流动约束也不在考虑范围内。就内在要求而言,消费者追求一期约束下效用最大化,体现时间偏好的时间贴现率以利率替代,规避风险能力较弱。从以上分析可以认为该时期我国城镇居民外部环境与内在需求完全符合凯恩斯的绝对收入假说。

(三)实证检验

在该假说的实证过程中,怎样确定收入、消费变量,是比较困难的。因为凯恩斯所讨论的收入是实际

表 1　**1952—1978**年城镇居民货币收入、消费支出及平均消费倾向、储蓄倾向　亿元

年份	收入 Y	消费 C	平均消费倾向 APC	平均储蓄倾向 APS	消费预测 C^
1952	127.20	121.20	0.953	0.047	125.76
1953	161.50	157.00	0.972	0.028	159.37
1954	172.70	169.50	0.981	0.019	170.34
1955	177.80	175.50	0.987	0.013	175.34
1956	220.70	214.00	0.970	0.030	217.38
1957	242.20	236.10	0.975	0.025	232.47
1958	269.80	255.20	0.946	0.054	265.48
1959	325.90	311.20	0.955	0.045	320.45
1960	367.40	353.20	0.961	0.039	361.13
1961	351.10	369.20	1.052	-0.052	345.15
1962	331.30	342.60	1.034	-0.034	325.74
1963	324.00	321.00	0.991	0.009	318.59
1964	340.20	332.90	0.979	0.021	334.46
1965	357.70	347.60	0.972	0.028	351.61
1966	372.20	362.50	0.974	0.026	365.82
1967	385.60	380.10	0.986	0.014	378.36
1968	384.70	379.90	0.988	0.012	378.06
1969	410.70	411.20	1.001	-0.001	403.54
1970	419.90	424.00	1.010	-0.010	412.55
1971	458.00	447.30	0.977	0.023	449.88
1972	510.40	495.70	0.971	0.029	500.83
1973	539.10	525.70	0.975	0.025	529.34
1974	566.00	552.40	0.976	0.024	555.70
1975	590.70	581.70	0.985	0.015	579.90
1976	621.60	609.20	0.980	0.020	610.18
1977	677.00	670.30	0.989	0.010	664.46
1978	751.60	729.00	0.970	0.030	737.55

资料来源:根据《中国统计年鉴》1981年整理计算。

可支配收入,由于资料有限,我们以居民货币收入代之。其所认为的消费,实际定义是消费者用于非耐用品和劳务支出,并加上消费者通过耐用品所获得的劳动流量价值,以现在的观点看:即消费应等于非耐用品和劳务支出加上耐用品折旧。由于当时城镇居民的耐用品很少,折旧所占的比重更小。因此,这个历史阶段的城镇居民消费是以居民购买商品支出加居民文化生活服务支出加居民其他支出。以公式表示:居民货币收入 = 城镇职工工资 + 其他职业者收入 + 城镇居民从财政得到的收入 + 其他收入

居民消费 = 居民购买消费品支出 + 居民文化生活服务支出 + 居民其他支出

通过普通最小二乘法,我们得到下列估计式:

$$Ct = 1.134 + 0.9798Yt \qquad (1)$$
$$(0.3092) \quad (109.85)$$
$$R^2 = 0.9989 \quad D.W. = 1.27$$

Ct为现期消费,Yt为现期收入。Yt的系数,即边际消费倾向为 0.9798,证明在收入水平较低,消费品行政配给和短缺等因素制约下,城镇居民的消费主要取决于现期收入。

从预测结果可以看出,1952—1978年,中国居民消费水平的预测值与实际值非常相近,可以认为以现期收入为解释变量建立的回归模型,基本上可以拟合中国城镇居民的消费行为。因此,从制度解释到模型检验,都可以证实,1977年以前我国城镇居民的消费行为符合绝对收入假说。

三、1978—1988年分权体制下居民消费行为的制度解释与统计检验

(一)制度解释

经济改革后,制度变革主要体现为首先转变了传统体制下的重工业发展战略,确立了以市场带动生产的战略,其次是开放市场,沟通消费与生产,再次是确立市场中的微观主体地位。这一系列的制度变革,直接作用于居民行为,作用结果可以归纳为:

1. 收入分配多元化。对物质利益的承认,使城市居民收入分配在边际意义上与人力资本挂钩,表现在奖金激励,工资与效益挂钩、第二职业收入等。但从总体上看基本沿用了原来体制的分配模式,大锅饭依然严重,但与传统体制所不同的是国民收入分配全面向居民倾斜,使居民收入快速增长。

据计算,1978—1991年,全国职工工资总额由568.9亿元增加到2316.2亿元,增长3.07倍,平均

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www

每年递增 15.1%,而在 1952-1978年间,职工工资总额平均递增仅 7.7%;另据统计,1978-1991年全国职工人数由 9499万增加到 13608万,增长 43.3%,平均每年递增 3.7%,而同期职工平均工资由 615元增加到 1747元,增长 1.8倍,平均每年递增 11%,这些事实说明,职工工资总额增加主要是由职工平均工资水平提高引起的。

表 2 自由市场零售消费品数量或金额所占份额

(%)

年份	粮食	食油	猪肉	鲜蛋	牛肉	羊肉	家禽	水产品	蔬菜	水果	茶叶	燃料
1978	2.53	2.29	1.43	9.80	10.11	10.31	28.56	6.85	14.67	11.56	0.46	3.8
1979	4.08	2.39	3.46	14.62	12.76	13.48	38.20	9.92	19.41	14.97	0.57	4.4
1980	5.64	3.97	5.04	21.62	26.19	27.88	52.90	13.31	22.22	20.88	1.51	5.88
1981	5.89	4.06	7.52	27.27	36.87	28.08	54.82	22.33	31.5	30.73	1.85	6.29
1982	6.31	4.51	8.97	9.38	34.54	26.24	52.49	20.06	32.89	31.48	2.12	7.4
1983	6.34	4.42	10.16	29.38	37.11	30.06	57.96	26.35	32.98	31.94	2.64	7.1
1984	5.50	4.75	12.52	28.67	36.29	35.36	61.66	32.94	39.47	37.88	—	—
1985	6.10	6.45	23.69	46.70	46.52	48.03	67.27	44.34	42.5	37.04	3.95	6.93
1986	6.67	9.32	27.18	54.39	48.30	52.13	67.93	47.59	50.93	46.44	5.45	6.76
1987	7.08	9.40	27.96	53.30	47.88	49.18	70.35	46.89	45.79	43.26	5.54	5.54

资料来源: Zhi Wang et al Effects of Rationing on the Consumption Behavior of Chinese Urban Households during 1981-1987, Journal of Comparative Economics, 16, 1_26(1992).

1978-1991年间,工资外货币收入占城镇职工居民全部货币收入的比例由约 24%升至约 37%,上升了 13个百分点,而在改革前的近 30年时间里这一比例持续稳定第保持在 20%的水平。

2. 消费品市场放开。消费品市场放开体现在国家逐步取消了价格和票证的管制,消费品价格已逐步演变为由市场供求关系决定,消费者可以自由地在市场上选择消费品,绝对的卖方市场向买方市场过渡。一些基本消费品 1978-1987年自由市场销售额所占比重的变化就是证明。

以上商品在 1978年以前,基本上实行定量配给。1978年以后,这些消费品的自由市场零售份额迅速上升,到 1985年,除居民住宅、粮食等少数几种消费品仍基本上是行政配给,定量配给外,绝大多数消费品基本上已转变为市场分配。

3. 福利制度强化。尽管消费品市场基本放开,但传统的福利制度非但未被削弱,反而被加强,表现在:第一,价格和服务补贴。价格补贴在 80年代增长极快,占财政支出的 1/3左右。第二,住房补贴,城市住房一般以免费方式分给城市居民,住房补贴从 1981年的 74.24亿元增加到 1991年的 747.55亿元,增长 10.1倍,从占分配性货币收入的 30.51%增加到 41%。第三、医疗、就业及退休福利制度也得到加强,包就业、包退休以及对随时可能出现的病残伤亡事故的全方位保险的体制依然如故。

表 3 各种补贴、福利与工资总额的比较 亿元

年份	医疗卫生	集体福利设施及补贴	房租补贴	企业为职工提供补贴	国家财政补贴	国有企业职工享受补贴总额	国有企业职工工资总额	各类福利占工资总额
1979	31.7	11.8		24.79	42.77		529.5	
1980	36.4	14.4		26.81	63.56		627.9	
1981	39.0	16.4	74.24	27.71	86.08	243.43	660.4	36.86
1982	44.4	18.8	93.04	30.20	92.99	279.43	708.9	39.42
1983	50.0	21.5	114.63	33.01	106.58	325.72	748.1	43.54
1984	55.4	29.3	140.63	37.17	117.90	380.41	875.8	43.44
1985	64.6	32.9	212.47	45.84	141.37	497.19	1064.8	46.69
1986	84.9	36.1	274.18	52.42	255.96	703.56	1288.5	54.60
1987	107.5	42.6	344.34	62.46	294.59	851.49	1459.3	58.35
1988	151.2	52.6	428.24	78.93	331.81	1042.78	1807.1	57.70
1989	186.0	58.0	582.92	96.82	415.58	1339.32	2050.2	65.33
1990	227.0	69.7	652.83	104.30	414.03	1468.76	2324.1	63.19
1991	269.3	74.3	747.55	118.87	385.49	1595.51	2594.9	61.49

资料来源:龙志和《我国城镇居民消费行为研究》《经济研究》1994.4

总之,改革后国家放开"管"的部分,收入、支出较为自由,但"包"的过多的福利制度反而加强,人力资本的增量收益开始出现,但人力非资本化仍没有解决,在这样的制度下,消费行为特征表现为:

第一,人力资本化问题没有解决,收入外生因素起到决定作用,由于国家的"让利"政策和国家所有权的"虚置",没有新的收入约束机制能抑制城镇劳动者的收入快速增长,"收入攀比"、"消费基金膨胀"问题突出,居民收入增长过快,但居民无法预期更长的收入状况,因为收入决定是外生的。

第二,消费者支出行为仍符合配给模型,即对非补贴品的过渡需求,购买力集中在"耐用消费品"和"吃"上。据中国社科院 1988年的调查显示:城市居民的近期消费目标是:提高食品质量(37.5%),增加供养子女的费用(19.3%)和购置耐用消费品(17.7%),出现所谓消费偏差。(资料来源:中国社科院经济研究所居民行为研究组"居民的消费选择与国民经济成长"《经济研究》1998.1)

第三,储蓄预期短。城市居民由于依赖于国家的"包",因此将"购买耐用品"、"供养子女"和为"家庭成员婚丧嫁娶或防不时之需"作为第一储蓄选择的

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

城镇居民占 83.1%;而为"退休生活有保障"而储蓄的居民只占 8.9%,储蓄预期长度较短,特别是将第一储蓄目标放在耐用消费品的消费者来讲,储蓄长度大致为 2-3年。

第四,制度风险集中在短期的价格改革上。1984-1991年间,居民面临的制度性风险集中在价格改革上,价格改革的信息不断传递给居民,制度变革引起的价格上升已经显示出来,此时消费者需求正集中在有限的消费品市场上,更集中在几种耐用品价格上,消费者的风险预期指标非常单一、非常短,高度敏感于价格改革。

从宏观意义上讲,居民收入、消费、储蓄短期化和制度风险预期单一化的行为模式,直接加大了当时的宏观经济波动。从 1979-1991年社会商品零售总额年均增长 13.7%,比 1952-1978年间年均增长速度提高了 5.1个百分点。

总之,该时期国家放开"管"的部分,收入、支出较为自由,但"包"的过多的福利制度反而加强,致使该时期居民消费表现出一种竞相攀比的行为。从直观上看,我国城镇居民消费行为可以用杜森贝里的相对收入假说描述。

(二)模型解释

相对收入假说的核心内容是:人们的消费支出不仅受当期自身收入的影响,而且受周围人们的消费行为以及收入与消费相互关系的影响;不仅受自己目前收入的影响,而且也受自己过去收入与消费水平的影响。前者称为消费的"示范性",后者称为消费的"不可逆性"。"示范性"反映居民的"攀比行为",消费的"不可逆性"也称消费的"制轮作用",反映消费者的实际生活水平不能低于基期,具有明显的刚性特征。利用时序数据建立相对收入假设消费函数模型,可以采用如下形式:

$$C_t = \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \mu_1 \quad (2)$$

式中: C_t 为本期消费,y_{t-1} 为过去的平均收入,β_1,β_2 为待估参数,且有 $\beta_1 > 0$,$\beta_2 > 0$ 由不可逆性,得可估模型如下:

$$C_t = \alpha + \alpha_1 y_t + \alpha_2 y\max + \mu_t \quad (3)$$

不可逆性也称为棘轮效应 (ratchet effect)。

如果收入是不断上升的,即 $Y\max = y_{t-1}$

那么,上式可重写为:

$$C_t = \alpha + \beta_1 y_t + \beta_2 y_{t-1} + \mu_t \quad (4)$$

(三)实证检验

表 4　1978-1991年城镇居民的收入与消费　亿元

年份	消费总额 C	货币收入 X	可支配收入 Y	C/P	Y/P
1978	666.7	751.6	1126.0	666.7	1126.00
1979	745.7	853.4	1327.0	731.80	1300.98
1980	889.8	1028.4	1538.2	812.60	1422.94
1981	973.3	1083.6	1728.2	867.47	1561.25
1982	1041.4	1158.6	1962.3	928.16	1739.63
1983	1119.1	1236.8	2244.7	958.96	1960.44
1984	1288.8	1517.9	2687.1	1074.90	2283.00
1985	1667.5	1984.6	3359.4	1242.55	2622.48
1986	1965.0	2457.5	3916.5	1368.38	2884.02
1987	2331.1	2876.0	4479.5	1492.38	3037.47
1988	3159.9	3657.0	5658.0	1676.34	3276.2
1989	3603.7	4267.7	6361.9	1644.02	3127.78
1990	3984.1	4900.7	6891.8	1794.64	3318.15
1991	4676.1	5682.6	7933.7	2004.33	3712.54

资料来源:《中国统计年鉴》1978-1991年各卷。其中: P为 1978年的定基价格指数。

我们用以上资料估计方程得到:

$$C_t = 219.59 + 0.9067Y - 0.2294Y_{t-1} \quad (5)$$

$$(6.7693) \quad (6.8548) \quad (-1.410)$$

$$R^2 = 0.9976 \quad DW = 2.0545$$

从模型的各项检验看,尽管各项检验结果都较好,但 Y_{t-1} 系数不显著,表明模型的解释能力与事实不符。究其原因发现 y_t 与 y_{t-1} 有很强的相关关系,相关系数为 0.9968

因此当 y_t 与 y_{t-1} 高度相关时,相对收入假设给我们分析与预测带来了困难。

布朗(1952)进一步发展了杜森贝里的消费函数形式,他提出了人们只是缓慢的改变他们的消费行为,因此,前期的消费影响现行消费及可支配收入。这意味着,无论我们认为收入的移动是向上还是下降,消费只是朝着一个均衡值缓慢地变化。因此,布朗在方程中加进了因变量的一个滞后值。

$$C_t = \alpha + \beta y_t + \gamma cc_{t-1} + u_t \quad (6)$$

根据上式,从我们数据可得到下列估计值:

$$C_t = 0.1233y + 0.8265C_{t-1} \quad (7)$$

$$(2.4741) \quad (7.5210)$$

$$R^2 = 0.9938 \quad DW = 1.70$$

从模型的各项检验看,该模型拟合很好,前期消费对本期收入有很强的解释力。该时期居民消费行为表现出强的"棘轮效应"和"示范效应"。

(四)两阶段制度差异的统计检验

在 1952-1991年的 39年间,我国经济体制经历了两个阶段,从制度对消费者的约束上看,两个阶段是有很大差异的,但消费者行为的差异是否显

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www

著,这需要建立计量经济学模型进行检验。这里我们运用计量经济学中的同质性检验来解决这一问题。

假定改革前后居民消费行为都可用相对收入假设,则:

改革前: $C_{t1}=\beta_{11}y_{t1}+\beta_{21}C_{t-1,2}+\mu_{t1}$ (8)

改革后: $C_{t2}=\beta_{12}y_{t2}+\beta_{22}C_{t-1,2}+\mu_{t2}$ (9)

这里 C_t 和 y_t 分别表示 t期的消费和和收入;μ_t 表示扰动项;对于两个不同历史阶段消费函数的变化,可认为有以下几种情形:

(1)消费函数没有发生质的变化。此时可认为模型(8)与模型(9)的参数完全相同,即 $\beta_{11}=\beta_{12}$,$\beta_{21}=\beta_{22}$。

(2)消费函数部分发生质的变化。此时可认为模型(8)与模型(9)中参数部分相同,即 $\beta_{11}=\beta_{12}$ 或 $\beta_{21}=\beta_{22}$。

我们根据 1952—1989年的城镇职工货币收入和消费支出,以 1978年可比价计算,测算结果如下:

$$C_{t1}=0.7639y_{t1}+0.2366C_{t-1,1} \quad (10)$$

(17.61) (5.05)

$R^2=0.9987$ DW= 1.97

$$C_{t2}=0.1233y_{t2}+0.8265C_{t-1,2} \quad (11)$$

(2.4741) (7.5210)

$R^2=0.9938$ DW= 1.70

比较结果见下表:

表 5 改革前后制度差异统计检验表

		改革前	改革后
边际消费倾向 β_1 消费滞后比 β_2 β_1/β_2		$\beta_{11}=0.7639(17.61)$ $\beta_{21}=0.2366(5.05)$ 3.2287	$\beta_{12}b12=0.1233(2.4741)$ $\beta_{22}=0.8265(7.5210)$ 0.1492
本期消费对收入的性系数	计算公式	$\frac{\beta_{11}Y_{t1}}{\beta_{11}Y_{t1}+\beta_{21}C_{t-1,1}}$	$\frac{\beta_{12}Y_{t2}}{\beta_{12}Y_{t2}+\beta_{22}C_{t-1,2}}$
	平均弹性	0.7362	0.3208
本期消费对上期消费的弹性系数	计算公式	$\frac{\beta_{21}C_{t-1,1}}{\beta_{11}Y_{t1}+\beta_{21}C_{t-1,1}}$	$\frac{\beta_{22}C_{t-1,2}}{\beta_{12}Y_{t2}+\beta_{22}C_{t-1,2}}$
	平均弹性	0.2638	0.6792

从表中可以看出消费函数的各个参数存在着明显差异,这表明传统体制下的城镇居民消费行为与转轨时期城镇居民消费行为有显著不同,边际消费倾向从改革前的 0.7639下降到改革后的 0.1233,但消费滞后比却从 0.2366上升到 0.8235,同时本期消费对收入的平均弹性系数从 0.7362下降到 0.3208,本期消费对上期消费的平均弹性系数从 0.2638上升到 0.6792。这一现象表明,改革前我国居民消费行为表现为本期收入本期消费的"绝对收入假说"下的行为特征,而转轨时期其行为特征却表现为本期收入对本期消费影响减少,上期消费对本期消费影响增大,呈现出典型的"相对收入假说"下的"棘轮效应"。

因此制度变化在该阶段中对我国城镇居民消费行为起着决定性作用。

四、市场经济下居民消费行为的制度解释与统计检验

(一)制度解释

十余年"市场取向"的改革,逐步从增量改革推进到主体改革,特别是 1992年邓小平南巡以后,这一改革力度加大,其影响深远,对整个中国经济改革起了极大的推进作用。1992年秋,正式确立了"社会主义市场经济"的资源配置模式,与此相适应,以共同富裕为目标的市场经济准则在各个领域迅速推行,居民与企业、政府之间的市场经济关系经过几年的磨合已有了比较规范的方式,居民的市场地位也随之得到初步建立,这些从根本意义上奠定了居民行为规范的制度基础。尽管从改革到完善制度还需要一个过程,居民还面临着制度变迁风险、收入的外生影响较大等,但居民的收入—消费内生决定模式已经形成,其行为模式可归纳为以下几个方面:

1. 收入与人力资本开始成正比。据 1997年"中国城镇居民生活进步状况调查"(1):劳动复杂程度和个人受教育程度对收入差距的影响日益突出。城镇居民个人的职务、职称和学历越高,收入也就越高。1996年,人均收入较高的前 4位依次是:高级工程师和相应职称人员,12047元;司以上领导干部,11967元;处级领导干部,10507元;工程师和相应职称人员,9120元。小学文化与大专以上学历的就业者人均收入之比,由 1990年的 1∶1.2扩大为 1997年的 1∶1.6左右。人力资本化直接源于企业改革和劳动力市场的放开,随着市场经济的进一步深化,人力资本化将使得作为生产者的居民有强烈的动力去实现该资本的不断增殖,也使得作为消费者的居民在这个资本的生命周期价值约束下安排自己的消费支出。劳动者收入的内生决定将越来越强,"脑体倒挂"现象在我国将成为历史。

2. 福利制度的解体,消费储蓄跨时均衡。80年代是财政补贴推进市场的改革,到 1988和 1989年达到顶峰,90年代后,特别是 1992年以来,中央财

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www

政地位严重下降, 1991年,居民、企业、政府占国民可支配收入的比重分别是 68.7%、15.9%、15.4%; 1994年,这三者的比重分别为 69.0%、16.8%、14.2% (资料来源: 李强《对中国社会资金流动变化情况的初步研究》《经济研究参考》1996年 12期)。财政的瓦解,使得改革战略从补贴转向放开市场,这是直接触及消费者行为的制度因素。具体体现为: (1)基本取消物价补贴,最重要的标志是取消粮票。(2)房改进入实质阶段,其标志是大规模对公有房进行销售。(3)公费医疗、义务教育、全面就业、退休福利制度逐步解体。

福利制度的解体直接要求规避风险的内生化,人们必须调整收支结构,有效配置收入在消费与储蓄上的,跨时消费储蓄最优均衡纳入到居民的决策中。

3. 制度预期风险长期化。理性预期认为: 理性的经济主体将运用他们有关经济体系结构的知识来形成预期。这种经济体系结构的知识在制度变迁的过程中则体现为整个制度变革信息。1992年以后居民所获得的制度变革信息是福利制度解体,"自救"不可避免,这直接导致了消费者预期的变化,从短期的收入—消费均衡转变为长期的均衡,这一点在城镇居民的储蓄行为上表现的很明显。1997年"城镇居民生活进步状况调查"显示:

表 6　城镇居民存款的主要用途

目的	样本数	比例 (%)
日常开支	4903	32.73
买电器家具等耐用品	1645	10.98
应付疾病及意外急用	5232	34.93
防老	3156	21.07
准备装修、建、购房	2612	17.44
子女教育	6008	40.11
成人学习深造	480	3.20
准备搞投资经营	625	4.17
获得利息	642	4.29
购买汽车	106	0.71
外出旅游	602	4.02
其他	1387	9.26

排在前四项的是子女教育、应付疾病及意外急用、日常开支和防老。这与 1988年中国社会科学院的调查 (子女教育、提高食品质量、买耐用消费品和为结婚准备)相比,1988年以前我国居民的储蓄主要是为短期消费目的服务,这体现了无风险预期驱策下行为方式必然趋向短期化。而 1996年的居民储蓄却隐含着生命周期行为选择。失业风险所带来的收入不确定预期,教育、就业、卫生、养老的预期支出刚性使得人们感觉风险长期化,人们必须通过储蓄达到未雨绸缪。

(二)模型解释

在传统体制下,居民消费的增减主要依赖于同期收入的变化,也就是说,那时我国居民的消费行为接近于绝对收入假定。1979—1991年,随着国民经济的快速发展以及收入分配机制的变化,居民可支配收入和以储蓄存款为龙头的居民金融资产急剧增加。1981年我国城镇居民人均储蓄存款年末余额达 209.36元,当年人均生活费收入 500.49; 1991年人均储蓄存款余额又跃升为 2792.60元,是当年人均生活费收入的 1.6倍。1996年人均储蓄存款余额跃升为 8399.91元,是当年生活费支出的 2倍。这表明,我国城镇居民的家庭预算约束已不再是当年的可支配收入。由于有一定数量的存款,人们可以在一定范围内提前或延迟消费,以便实现较长时期的效用最大化,在某一段时间内,消费支出大于收入是完全可能的。由此看来,我国目前居民更有可能依据持久收入或生命周期按排消费。

表 7　中国城镇居民可支配收入与构成

(1978—1996)　亿元

年份	消费总额 C	C/P	可支配收入 Y	Y/P	持久收入 Y_p/P	暂时收入 Y_t/P
1978	666.7	666.70	1126.0	1126.00		
1979	745.7	731.80	1327.0	1300.98		
1980	889.8	812.60	1538.2	1422.94	1311.97	110.97
1981	973.3	867.47	1728.2	1561.25	1454.11	107.14
1982	1041.4	910.32	1962.3	1739.63	1606.01	133.62
1983	1119.1	958.96	2244.7	1960.44	1793.31	167.13
1984	1288.8	1074.49	2687.1	2283.00	2048.40	234.60
1985	1667.5	1242.55	3359.4	2622.48	2353.93	268.55
1986	1965.0	1368.38	3916.5	2884.02	2655.30	228.72
1987	2331.1	1492.38	4479.5	3037.47	2904.48	169.99
1988	3159.9	1676.34	5658.0	3276.2	3116.92	159.28
1989	3603.7	1817.56	6361.9	3127.78	3162.93	-35.15
1990	3984.1	1794.64	6891.8	3318.15	3246.59	71.56
1991	4676.1	2004.32	7933.7	3712.54	3444.81	267.73
1992	5888.2	2323.68	9970.9	4427.58	3930.36	497.22
1993	7815.2	2656.42	12120.0	4754.81	4398.94	355.87
1994	10738.7	2919.71	17411.5	5613.00	5051.30	562.00
1995	14175.3	3299.65	18395.6	5240.91	5244.43	-3.52
1996	16304.3	3488.30	19396.2	5133.99	5283.49	-149.5

资料来源:《中国统计年鉴》1978—1997年各卷。

由于持久收入和暂时收入不能直接取得资料,

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved.　http://www

这里我们采用 Bhalla(1980)针对发展中国家所应用的持久收入计算公式:(资料来源: The measurement of permanent income and its application to saving behavior, Journal of political economy 88, no. 4, 722 - 744.)

$$Y_P = 0.24(Y/P)_{-2} + 0.323(Y/P)_{-1} + 0.437(Y/P)$$

未采用通用的 $Y_P = \frac{1}{3}(Y_t + Y_{t-1} + Y_{t-2})$是由于以此公式计算的暂时收入,存在明显的上升趋势,与佛里德曼所定义的暂时收入是随机变量,取值有正有负的,均值为零的初衷不符。通过计算得到:1991—1996年以持久收入建立的模型为:

$$C = -504.08 + 0.73Y_P - 0.31Y_t \quad (12)$$
$$(-3.72) \quad (22.97) \quad (-2.63)$$

由于 1991—1996年的样本期过短,模型的稳定性和可靠性不理想,但大致能说明一定的问题。从 1991—1996年的平均消费倾向看,居民持久收入的消费倾向与改革开放前和双重体制下的平均消费倾向要低,同时暂时收入的消费倾向是负的。也就是说,除了暂时收入完全用于储蓄外,还有一部分持久收入也用于储蓄。

根据弗里德曼永久收入假说和莫迪里安尼—布朗伯格生命周期假说的著名模型,居民为了获得他们终生的最大效用,他们必须具有对将来收入的基本确定性的预期,以便于合理安排当前的消费与储蓄。如果居民发现他们将来的实际收入是如此不确定,他们将会提高现今储蓄,以防将来的消费下降。为将来而进行的预防性储蓄是出于终生效用最大化的一种合理安排。这就是在现今与较低消费相伴的过度储蓄,体现居民的目标是为了将来稳定而可靠的消费。

(三)制度差异的统计检验

中国在市场经济建立前后,由于制度的变化,居民消费行为从直观上看是有很大差异的,但这种差异是否显著还需要用计量经济模型做实证研究得出确切结论。

我们利用 1978—1996年我国城镇居民可支配收入和消费总额资料建立以下消费函数:

$$C_t = d + dD + \alpha_1 Y_t^p(1-D) + \alpha_2 Y_t^p D + b_1 Y_t^t(1-D) + b_2 Y_t^t D \quad (13)$$

(资料来源: YING YI QIAN "Urban and Rural Household Saving in China" Written during the author's internship in the summer of 1986 with the International Monetary Fund.)

式中:C为城镇居民消费总额,Y_P为剔除价格影响的持久收入,Y_t为剔除价格影响的暂时收入,下标 t代表年度,D为虚拟变量,且有 D= 1,1978≤t≤1991,D= 0,t≥1991。利用上表,估计结果为:

$$C_t = 209.68 - 713.76D + 0.48Y_p(1-D) + 0.73Y_P D$$
$$(5.02) \quad (-3.72) \quad (25.07) \quad (22.92)$$
$$-0.52Y_t(1-D) - 0.31Y_t D$$
$$(-2.34) \quad (-2.63) \quad (14)$$

$DW = 1.96 \quad R^2 = 0.99$

以上估计结果还可以表示为:

$$C_t = 209.68 + 0.48y_p - 0.52y_t \quad (15)$$
$$(5.02) \quad (25.07) \quad (-2.43) \quad t < 1991$$
$$C_t = -504.08 + 0.73y_p - 0.31y_t \quad t > 1991 \quad (16)$$
$$(-3.72) \quad (22.92) \quad (-2.63)$$

由上述结果不难看出,1991年前后中国城镇居民的消费行为存在差异,如果忽略这一点,也就是忽略了制度变化产生的影响。建立两个不同时期的混合模型:

$$C_t = -167.44 + 0.66y_p - 0.38y_t \quad (17)$$
$$(-2.19) \quad (30.22) \quad (-2.36) \quad (1978-1996)$$

$R^2 = 0.985 \quad DW = 0.431$

从检验结果看,直接用两个不同时期的混合资料建立模型,不仅参数估计值不能真实描述居民在两个时期的消费行为,而且模型的误差项还存在严重的正自相关(DW= 0.431),模型的拟合优度也显著降低。

通过对中国城镇居民近 45年消费行为的实证,我们认为居民作为行为主体,本身是很简单的,其行为随时间而表现出来的表面复杂性,主要是他所处环境的复杂性的反映。当前我国居民处在向市场经济转轨的历史阶段,消费具有转轨阶段不稳定行为特征,表现为:市场过速变化造成的消费失态和生命周期特殊阶段消费行为特征。因此政府在宏观调控方面,企业在生产和投资行为方面,必须考虑到这一特殊状况,避免经济的大起大落。

作者简介:孙凤,33岁,中国人民大学 96级博士生。
易 丹辉,48岁,中国人民大学教授。

(责任编辑:石庆焱)

(C)1994-2020 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www